

信息不对称、劳资议价与均衡工资决定

刘章发 田贵贤*

摘要: 本文通过构建劳动力市场工资议价模型,首次使用双边随机前沿分析方法和2005-2013年中国综合社会调查数据(CGSS),定量估算了劳资双方的议价能力对劳动力市场工资决定的影响效应。研究发现,议价能力因素对于劳动者的工资决定具有重要影响,企业凭借较强的议价能力将压低劳动者的平均工资水平5.46%左右。当前我国劳动力市场的工资决定机制对于高收入劳动者相对有利,但并不利于低收入劳动者的工资实现。尽管近年来政府推出一系列维护劳动者权益的法律法规和政策举措,但2005-2013年劳动者在劳资双方工资议价中的弱势地位并没有得到改变。同时,分组估计的结果表明,具有个体异质性以及不同收入水平的劳动者所受到的工资挤压程度不尽相同。

关键词: 信息不对称;议价能力;工资决定;双边随机前沿估计

一、引言及文献综述

在初次收入分配中,工资对于劳动者而言是至关重要的。然而,尽管始于2004年的收入分配制度改革已经推进多年,但我国收入分配领域的诸多难题并未破解。一个事实是,自20世纪90年代以来,我国国民收入中劳动者报酬所占份额在不断下降,根据国家统计局的官方数据测算,1990年我国劳动者报酬在国内生产总值的占比约为53%,而该比重在2012年已经下降至38%左右^①。可见,劳动者并未能够充分分享经济增长的成果。不仅如此,劳动者工资增长速度长期滞后于GDP增速,还将加剧劳动力市场的价格扭曲问题,进而对经济发展质量、民生改善和社会稳定产生负面影响。2015年,国家“十三五”规划建议明确提出要“深化工资制度改革,健全科学的工资水平决定机制、正常增长机制和支付保障机制,推行企业工资集体协商制度”。可见,在当前环境下,研究劳动者的工资决定和工资增长问题,对于厘清企业工资形成机制以及改善初次收入分配格局是十分必要的。

劳动者的工资决定是劳动经济学领域的核心议题。从理论发展来看,新古典劳动经济理论认为,市场机制或市场力量是决定劳动者工资水平的最主要因素,均衡的工资价格应等

* 刘章发,聊城大学东昌学院,邮政编码:252000,电子信箱:18800180838@163.com;田贵贤(通讯作者),聊城大学商学院,邮政编码:252000,电子信箱:18663518521@163.com。

本文获得山东省教育科学“十二五”规划课题“公共财政视角下农村义务教育投入现状及对策研究”(项目号:YB15010)的资助。感谢匿名审稿专家对本文提出的宝贵修改意见。当然文责自负。

①资料来源:<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

于劳动者的边际生产力。然而,完全竞争的劳动力市场假设并不符合现实,同质劳动者在劳动力市场达成的工资价格可能存在较大差异,且这种差异并不能完全由劳动者的生产率差异和劳动力市场的供求关系来解释。显然,完全竞争市场条件下的工资决定理论忽略了劳动力市场存在的信息不对称问题以及在此现实情形下劳动者与企业之间的博弈关系。搜寻匹配理论认为,由于劳动力市场的分割以及市场歧视的存在,劳动者与企业之间很难在信息不对称的情况下实现最有效率的搜寻与匹配。在理论上,无论庇古的短期工资决定模型还是希克斯的集体谈判工资模型均强调劳动者的实际工资水平是在一定的工资上下限之间波动的。谈判工资理论认为在劳动者真实生产力无法获知的情况下,企业为避免因高估劳动者的生产率而支付过高工资,往往选择支付低于劳动者可观测特征决定的期望工资;相反,劳动者则试图获得高出自身生产率的工资水平,最终的工资决定取决于劳资双方在议价过程中的力量对比。可见,根据谈判工资理论,劳资双方的议价能力大小是最终均衡工资形成中不可忽略的关键性要素。

在经验研究方面,已有多数文献从劳动者的角度出发,基于经典的明瑟工资方程及其拓展形式展开实证检验,将劳动者的工资决定视作受教育水平、工作经验等人力资本条件以及社会网络或社会关系等一系列个体特征的线性函数(邢春冰,2006;孙睿君、李子奈,2010;张世伟、郭凤鸣,2010)。循此逻辑,更为深入的文献对我国劳动力市场上劳动者的个人资本和社会资本差异所引致的工资不平等进行了考察并给出了部分解释(陆正飞等,2012;姜励卿、钱文荣,2012;马超等,2013)。也有部分文献从企业的角度考察工资问题,更多地关注企业规模、所有制形式等企业特征对劳动者工资形成的影响(李利英、董晓媛,2008;陈昊、赵春明,2016;赵媛媛,2016;王展祥、龚广祥,2017)。上述两类文献对于理解劳动者的工资决定具有重要启示意义,但仅限于从劳动者和企业单一角度的权衡,而忽略企业与劳动者之间的互动关系在工资形成中的作用,可能并不能反映问题的全部。

在借鉴已有文献的基础上,本文将劳动力市场的工资决定看作劳资双方相互议价的结果,双方凭借各自掌握的信息程度和议价能力在工资议价中进行讨价还价。本研究可能的贡献在于首次使用双边随机前沿分析方法,并利用2005-2013年中国综合社会调查数据定量估算了劳动力市场工资价格形成中劳动者和企业双方的议价能力大小及其对工资决定的影响效应,为后续相关研究提供了新的研究思路。本文的研究结论表明,议价能力因素会对劳动者的实际工资水平产生重要影响,相比劳动者,企业在谈判过程中拥有更强的议价能力,从而使得劳动者被迫接受了一个低于“公允”价格的工资水平。年度效应分析发现,以2011年为时间节点,劳动者的议价地位经历了先降后升的演化路径。尽管劳动者在户籍状况、受教育程度等方面存在异质性,但对于最终工资价格的作用十分有限。

本文后续的结构安排如下:第二部分重点阐述了本文的理论框架与模型设定,第三部分对数据及构建的指标体系进行了详细说明,第四部分呈现实证分析结果,最后是基本结论及启示。

二、理论框架与模型设定

(一) 理论分析框架

假定在垄断竞争的劳动力市场上,存在着众多的劳动力需求与供给,且供需双方对于最终工资价格的达成都具备一定的讨价还价能力。同时假定企业用工所愿意支付的最高工资

为 $\bar{W}$,而劳动者的保留工资为 $\underline{W}$,满足 $\bar{W} \geq \underline{W}$,借鉴经济学中的“剩余”概念,将两者的差值 $(\bar{W}-\underline{W})$ 定义为总的工资剩余。劳资双方能够从总的工资剩余中分取到多少预期剩余则完全取决于各自的讨价还价能力,最终达成的实际工资水平 W 表示为:

$$W = \underline{W} + \eta(\bar{W} - \underline{W}) \quad (1)$$

式(1)中: $\eta(0 \leq \eta \leq 1)$ 反映的是劳动者在劳资谈判过程中的议价能力大小, η 越接近于1,则意味着劳动者所拥有的议价能力越强, $\eta(\bar{W}-\underline{W})$ 反映了劳动者在劳资谈判过程中分取到的工资剩余。

为了在模型中同时体现企业和劳动者双方的议价能力因素,我们进一步假定在给定个体特征 x 的情况下,垄断竞争劳动力市场上“公允”的工资水平为 $\mu(x) = E(\theta|x)$,式中的 θ 真实存在但并不能事先获知,并且总是满足: $\underline{W} \leq \mu(x) \leq \bar{W}$ 。^①由此, $[\bar{W}-\mu(x)]$ 表示企业在工资谈判过程中所获得的工资剩余, $[\mu(x)-\underline{W}]$ 表示劳动者所分取的工资剩余。因此,可将式(1)分解为如下形式:

$$\begin{aligned} W &= \mu(x) + [\underline{W}-\mu(x)] + \eta[\bar{W}-\mu(x)] - \eta[\underline{W}-\mu(x)] \\ &= \mu(x) + \eta[\bar{W}-\mu(x)] - (1-\eta)[\mu(x)-\underline{W}] \end{aligned} \quad (2)$$

式(2)表明,劳动者最终能够获得的实际工资水平取决于垄断竞争劳动力市场上的“公允”工资价格 $\mu(x)$,以及劳动者和企业凭借各自议价能力所分取的工资剩余 $\eta[\bar{W}-\mu(x)]$ 和 $(1-\eta)[\mu(x)-\underline{W}]$ 。由式(2)可知,劳动者的预期工资剩余对于最终的工资价格形成具有正向效应,所获剩余的规模大小取决于劳动者自身的议价能力 η 的高低以及企业总预期剩余 $[\bar{W}-\mu(x)]$ 的多寡。相反,企业的议价能力则会对最终的工资价格产生负效应,企业能够分取的剩余规模同样依赖于自身议价能力 $(1-\eta)$ 以及劳动者总预期剩余 $[\mu(x)-\underline{W}]$ 。最终,双方通过工资谈判达成的净剩余为:

$$NS = \eta[\bar{W}-\mu(x)] - (1-\eta)[\mu(x)-\underline{W}] \quad (3)$$

显然,如果净剩余大于零($NS > 0$),表明劳动者凭借自身的议价能力在工资谈判中成功提高了实际工资水平;反之,若净剩余小于零($NS < 0$),则表明企业通过工资谈判分取了劳动者的工资剩余。

(二) 实证模型设定

在式(2)的模型框架下,劳动者的实际工资水平受到劳资双方议价能力的双重影响,换言之,议价能力因素对于最终工资价格的影响是双边的,实际工资价格的形成是企业 and 劳动者双边作用的结果。由此,可将式(2)给出的工资价格决定模型简化为如下模型形式:

$$W_i = \mu(x_i) + w_i - u_i + v_i = \mu(x_i) + \varepsilon_i = x_i' \delta + \varepsilon_i, \varepsilon_i = w_i - u_i + v_i \quad (4)$$

该模型是典型的双边随机前沿模型。(4)式中, $\mu(x_i) = x_i' \delta$, x_i 表示其他影响“公允”均衡工资水平的个体特征, δ 为计量模型中待估计的参数向量;干扰项 ε_i 中, $w_i = \eta[\bar{W}-\mu(x)] \geq 0$ 和 $u_i = (1-\eta)[\mu(x)-\underline{W}] \geq 0$ 具有单边分布的特征,分别表示劳动者和企业议价能力对于实

^①Acemoglu 和 Shimer(2000)、Flinn(2006)等诸多国外文献都对类似本文的有效配比价格问题进行过详细论述,多数研究都先验地将其设定为已知或服从某种分布。由于在现实的劳动力市场中很难先验地找到一个“公允”的均衡薪酬价格,因此,本文设定其事先无法获知,但客观存在。

际工资价格决定的影响, v_i 为随机扰动项。

为了同时对式(4)中的 w_i 和 u_i 以及待估参数向量 δ 进行有效估计, 本文借鉴 Polachek 和 Yoon(1996)、Kumbhakar 和 Parmeter(2009) 等国外学者的做法, 采用最大似然估计方法(MLE)对式(4)进行估计。

如前所述, 由于非负干扰项 w_i 和 u_i 具有单边分布的特征, 我们假定二者均服从指数分布形式^①, 即 $w_i \sim i.i.d.exp(\sigma_w, \sigma_w^2)$, $u_i \sim i.i.d.exp(\sigma_u, \sigma_u^2)$, 传统意义的随机干扰项 v_i 满足正态性假设, 即 $v_i \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2)$ 。同时, 我们还假定 w_i 、 u_i 和 v_i 三个干扰项之间相互独立, 且都独立于劳动者的个体特征 x_i 。基于上述假定条件可推导出复合干扰项 ε_i 的概率密度函数^②:

$$f(\varepsilon_i) = \frac{\exp(\alpha_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(a_i) + \frac{\exp(\beta_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \int_{-b_i}^{\infty} \phi(z) dz = \frac{\exp(\alpha_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(a_i) + \frac{\exp(\beta_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \phi(b_i) \quad (5)$$

式(5)中: $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 各自表示标准正态分布的概率密度函数和累积分布函数。同时, 对于式(5)中的其他参数 α_i 、 β_i 、 a_i 、 b_i 设定如下:

$$\alpha_i = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2} + \frac{\varepsilon_i}{\sigma_u}; \beta_i = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_w^2} - \frac{\varepsilon_i}{\sigma_w}; a_i = -\left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma_v} + \frac{\sigma_v}{\sigma_u}\right); b_i = \frac{\varepsilon_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_w}$$

因此, 包含 n 个观测值的对数似然函数可以表示为:

$$\ln L(X; \theta) = -n \ln(\sigma_w + \sigma_u) + \sum_{i=1}^n \ln[e^{\alpha_i} \Phi(a_i) + e^{\beta_i} \Phi(b_i)] \quad (6)$$

式(6)中: $\theta = [\delta, \sigma_u, \sigma_w, \sigma_v]'$ 。通过最大化似然函数, 便得到了相关参数的极大似然估计量。此时, 实际工资价格决定过程中的干扰项 w_i 和 u_i 的条件分布可分别表示为:

$$f(w_i | \varepsilon_i) = \frac{\lambda \exp(-\lambda u_i) \Phi(u_i / \sigma_v + a_i)}{\exp(\beta_i - \alpha_i) \tau} \quad (7a)$$

$$f(u_i | \varepsilon_i) = \frac{\lambda \exp(-\lambda w_i) \Phi(w_i / \sigma_v + b_i)}{\tau} \quad (7b)$$

式(7a)、(7b)中: $\lambda = 1/\sigma_w + 1/\sigma_u$, $\tau = \Phi(b_i) + \exp(\alpha_i - \beta_i) \Phi(a_i)$ 。基于式(7a)、(7b)确定的条件分布, 便可估计出前述模型(3)中的干扰项 u_i 和 w_i 各自的条件期望:

$$E(w_i | \varepsilon_i) = \frac{1}{\lambda} + \frac{\sigma_v [\phi(-b_i) + b_i \Phi(b_i)]}{\tau} \quad (8a)$$

$$E(u_i | \varepsilon_i) = \frac{1}{\lambda} + \frac{\exp(\alpha_i - \beta_i) \sigma_v [\phi(-a_i) + a_i \Phi(a_i)]}{\tau} \quad (8b)$$

通过求取式(8a)、(8b)的反函数, 进而转换成百分比形式, 便可得到劳动者和企业各自的预期工资剩余估计式:

$$E(1 - e^{-w_i} | \varepsilon_i) = 1 - \frac{\lambda [\Phi(a_i) + \exp(\beta_i - \alpha_i) \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v b_i) \Phi(b_i - \sigma_v)]}{1 + \lambda \exp(\beta_i - \alpha_i) \tau} \quad (9a)$$

①我们同样可以假定干扰项 u_i 和 w_i 服从半正态分布、伽马分布等其他单边分布形式, 但 Kumbhakar 和 Lovell(2000) 的研究表明, 采用不同的分布假设并不会对结果产生实质性影响。因此, 本文借鉴 Kumbhakar 和 Parmeter(2009)、卢洪友等(2011)的处理方法, 假定干扰项 u_i 和 w_i 服从最为简单的指数分布形式。

②详细的推导过程可参见 Kumbhakar 和 Christopher(2009)。

$$E(1-e^{-u_i}|\varepsilon_i) = 1 - \frac{\lambda [\Phi(b_i) + \exp(\alpha_i - \beta_i) \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v a_i) \Phi(a_i - \sigma_v)]}{1 + \lambda \tau} \quad (9b)$$

进一步地,可将劳动者和企业双方通过工资谈判达成的净剩余 NS 表示为如下百分比形式:

$$NS = E(1-e^{-w_i}|\varepsilon_i) - E(1-e^{-u_i}|\varepsilon_i) = E(e^{-u_i}|\varepsilon_i - e^{-w_i}|\varepsilon_i) \quad (10)$$

由此,我们便得到了可识别的双边随机前沿估计模型,参数 σ_u 仅出现在 α_i 和 a_i 中,而 σ_w 也仅出现在 β_i 和 b_i 中。相比一般的估计方法,双边随机前沿模型能够在不给定工资谈判双方议价能力的情况下,自动地将传统的随机干扰项分解为劳动者议价能力 w_i 、企业议价能力 u_i 以及其他不可观测因素的随机干扰项 v_i ,双方议价能力的大小完全由估计结果决定。

三、数据与指标

本文使用的基础数据来源于“中国综合社会调查数据”(CGSS)数据库。该数据库由中国人民大学社会学系和香港科技大学社会调查中心联合开展,调查采用分层的四阶段不等概率抽样方法,样本覆盖全国 31 个省份的城市和农村家庭户访问。数据库详细记录了受访对象的个人信息、就业情况、生活状况以及社会认知等诸多方面内容,为本文后续的实证分析提供了充足数据支持。同时,尽管 CGSS 数据库属于截面数据类型,但部分联合数据仍然具有纵向数据的特征,从而为观察我国城镇劳动力市场的动态变化提供了可能。

根据本文的研究目的,我们对原始数据做了进一步的筛选和处理:(1)为使选择样本数据更好服务于本文研究目标,控制体制和制度等差异对估计结果的影响,仅保留了 16-60 周岁受雇于企业且具有工资性收入的全部样本,但剔除了在家庭企业就业的样本数据。(2)根据 2004 年不变价格对原始工资进行平减处理、双边截尾处理,剔除小于第 1 百分位和大于第 99 百分位的样本数据。然后,对获得的工资数据进行对数化处理。(3)删去主要变量观察值缺失的样本。最终,得到有效样本 10 587 个。

同时,依据前述理论模型,我们首先需要衡量得到劳动力市场上“公允”的工资价格。如前所述,已有文献大多基于明瑟工资方程展开研究,因此,我们借鉴已有文献的通常做法,选取受教育程度、工作经验等反映劳动者人力资本条件的变量,同时,引入劳动者工作经验的平方,以捕捉收入与工作经验之间的非线性关系。考虑到个体异质性对工资水平的影响,我们同样引入了劳动者的性别、户籍性质、婚姻状况、是否中共党员以及健康状况等个体特征变量。表 1 给出了主要变量的定义及基本的描述性统计结果。

表 1 变量定义与描述性统计结果

变量名称	变量定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
lnwage	月工资的对数	11 000	7.47	0.74	4.20	9.21
sex	性别(1 男,0 女)	11 000	0.58	0.49	0	1
exper	工作经验(年)	11 000	38.20	10.03	18	60
hukou	户口(1 非农,0 农业)	11 000	0.78	0.41	0	1
married	婚姻状况(1 已婚,0 未婚)	11 000	0.84	0.37	0	1
edu	受教育程度(0 小学及以下,1 初中,2 高中,3 大专及以上)	11 000	2.06	0.93	0	3
party	中共党员(1 是,0 否)	11 000	0.20	0.40	0	1
health	健康状况(1 非常不健康,2 不健康,3 一般,4 健康,5 非常健康)	11 000	3.97	0.92	1	5

四、计量结果与分析

依据前述的研究设计,我们首先需要对劳动力市场上的“公允”工资水平进行估计,在此基础上对估计模型的总方差进行分解,进而估算得到劳资双方由于议价能力的差异在工资谈判过程中各自实际分取到的剩余规模,并进一步探讨个体异质性特征的影响差异。

(一)“公允”工资水平的影响因素分析

如前所述,我们首先采用双边随机前沿估计方法,对劳动者和企业在实际工资价格形成过程中的议价能力效应进行了测度。具体的估计结果详见表2。

表2 基础模型估计结果

	(1)	(2)	(3)
	OLS	MLE	TSFA
<i>exper</i>	0.033 *** (6.704)	0.028 *** (3.100)	0.029 *** (6.418)
<i>exper</i> ²	-0.0004 *** (-7.316)	-0.0003 *** (-3.092)	-0.0004 *** (-6.918)
<i>edu</i>	0.261 *** (35.737)	0.289 *** (26.003)	0.268 *** (39.692)
<i>sex</i>	0.271 *** (24.151)	0.260 *** (16.292)	0.271 *** (25.892)
<i>hukou</i>	0.075 *** (4.488)	0.033 * (1.918)	0.053 *** (3.561)
<i>married</i>	0.079 *** (3.815)	0.033 * (1.664)	0.058 *** (3.060)
<i>party</i>	0.103 *** (7.247)	0.087 *** (3.052)	0.097 *** (7.107)
<i>health</i>	0.035 *** (5.357)	0.027 *** (2.809)	0.030 *** (5.045)
<i>_cons</i>	5.434 *** (31.672)	6.068 *** (28.176)	5.801 *** (52.233)
<i>sigma_v _cons</i>	—	-9.406 (-0.420)	-1.101 *** (-33.585)
<i>sigma_u _cons</i>	—	—	-1.025 *** (-41.590)
<i>sigma_w _cons</i>	—	—	-1.333 *** (-32.707)
<i>Province dummies</i>	YES	YES	YES
<i>Year dummies</i>	YES	YES	YES
Adj_R ²	0.429	—	—
Log likelihood	-9 250.2	-12 382.6	-8 986.0
<i>N</i>	11 053	11 053	11 053

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%水平下显著,括号内为 *t* 值。

表2中,模型(1)为基于最小二乘法(OLS)的基准估计结果,模型(2)和模型(3)均为使用双边随机前沿分析方法得到的最大似然估计结果。其中对模型(2)附加了约束条件:

$\ln\sigma_u = \ln\sigma_w = 0$ 。观察表2不难发现,所有模型的估计系数符号均是一致的,且多数变量在1%水平上显著,表现出较好的稳健性。进一步比较表2中的对数似然值,可以看到,模型(3)的对数似然值要明显大于模型(2),表明模型(3)的估计效果相对更好。因此最终选定模型(3)作为后续分析的基准模型。

同时,从表2的估计结果来看,整体上,在不同估计方法和模型设定下,所有变量的系数符号均符合预期。具体来说,受教育程度对于劳动者而言,回报效应显著。工作经验与劳动者工资之间呈现出典型的倒“U”型分布特征,符合理论预期。此外,相对而言,男性、城市户口、已婚、中共党员和身体健康的劳动者获得的工资收入更高。

(二) 方差分解:议价能力因素对工资决定的影响效应

表3报告了议价能力因素对实际工资价格形成的影响效应。显然,双边议价能力效应对于劳动者的实际工资水平具有相当重要的影响。总体上,相对于劳动者,企业在工资形成过程中表现出相对较强的议价能力,从而使得议价能力因素对于劳动者实际工资水平的综合效应为负,即 $E(w-u) = \sigma_w - \sigma_u = -0.0949$,这意味着综合而言,劳资双方的议价行为将达成一个相对低于“公允”工资的实际工资价格。

同时,方差分解结果表明,工资决定模型中无法解释部分的总方差($\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2$)为0.3088,这其中的64.18%能够被议价能力因素解释。而从议价能力因素对实际工资的总影响来看,企业相比劳动者在信息掌握程度以及议价能力方面处于相对强势地位,约为64.90%;劳动者所拥有的议价能力对实际工资的作用在议价能力因素总影响中只占35.10%。上述结果表明,在实际工资形成过程中,劳动者对于自身工资水平具有一定的议价能力,但最终的工资价格决定更取决于企业。换言之,企业在劳动者的工资决定过程中占据着主导性地位。

表3 议价能力因素对实际工资决定的影响效应

项目	变量含义	符号	测度系数
方差估计	随机误差项	σ_v	0.3326
	企业议价能力	σ_u	0.3586
	劳动者议价能力	σ_w	0.2637
方差分解	随机项总方差	$\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2$	0.3088
	总方差中议价能力因素的影响比重	$(\sigma_u^2 + \sigma_w^2) / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	64.18%
	企业议价能力的影响比重	$\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	64.90%
	劳动者议价能力的影响比重	$\sigma_w^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	35.10%

(三) 剩余分布:单边效应的估计

为了估算出劳资双方由于议价能力的差异在工资谈判过程中实际分取到的剩余规模,我们进一步对企业和劳动者各自的单边效应进行估计。

1. 样本总体估计结果

表4报告了基于全样本的企业和劳动者剩余的单边效应估计结果,刻画的是企业和劳动者在劳资谈判过程中实际分取到的工资剩余相对于“公允”工资水平 $\ln \hat{W} = x_i' \hat{\delta}$ 变动的百分比。由表4所示的剩余分布来看,平均而言,劳动者在议价过程中所获得的剩余将使得实际工资价格高出“公允”工资水平20.88%,而企业相对更强的议价能力,则会使得劳动者的实际工资水平降低26.34%。因此,综合而言,双方议价能力的差异将使得最终达成的工资价

格低于“公允”工资水平约 5.46 个百分点。换言之,如果劳动者能够获得的“公允”工资水平为 100 元,由于在议价能力方面的相对弱势,劳动者实际只能获得 94.54 元,其余的 5.46 元则被企业分取。以样本期内劳动者的月平均工资(2 279.26 元)计算,在平均意义上,每个劳动者的月工资水平减少了 124.45 元。

同时,表 4 还进一步汇报了处于不同分位数的企业和劳动者各自获取的剩余分布特征。由表 4 可知,双方的议价能力在不同的收入水平上具有较强的异质性,第 25 百分位(Q1)的统计结果表明,有 1/4 的劳动者实际获得的工资水平仅相当于“公允”工资价格的 83.61%。然而,从第 75 百分位(Q3)的统计结果来看,另有 1/4 的劳动者则凭借较强的议价能力,获得了相对于“公允”工资价格更高的实际工资水平,存在超过 6% 的工资溢价。可见,当前我国城镇劳动力市场的工资形成机制对于高收入劳动者是有利的,但并不利于低收入劳动者的工资实现,其结果必然导致劳动者之间工资差距的扩大甚至恶化。

表 4 劳动者和企业获得的总剩余分布特征

变量	平均值(%)	标准差(%)	Q1 (%)	Q2 (%)	Q3 (%)
劳动者: $\hat{E}(1-e^{-w_i} \varepsilon_i)$	20.88	9.29	14.66	17.68	23.42
企业: $\hat{E}(1-e^{-u_i} \varepsilon_i)$	26.34	13.49	16.89	21.96	31.05
净剩余: $\hat{E}(e^{-u_i}-e^{-w_i} \varepsilon_i)$	-5.46	20.38	-16.39	-4.27	6.53

注:Q1、Q2、Q3 分别表示第 25、50 和 75 百分位,下同。

图 1、图 2 和图 3 则更直观地呈现了劳资双方实际分取的工资剩余以及二者净剩余的频数分布特征。从图 1 和图 2 可以看出,企业和劳动者的剩余分布均表现出显著的向右拖尾的情况,这意味着在工资形成过程中,只有少数企业或劳动者处于绝对的强势地位。相比而言,劳动者的剩余分布存在快速地向右截尾特征,超过一半的劳动者所获得的剩余集中在 20% 以下,而企业剩余分布的向右截尾则相对缓慢。同时,观察图 3 所示的净剩余分布,不难发现,在实际工资的形成过程中,并非所有的劳动者都处于绝对的弱势地位,我们的研究发现,大约有 40% 的劳动者获得了正的净剩余,这意味着这部分劳动者事实上掌握了更强的议价能力并提高了实际工资水平。当然,这同时也意味着有超过 60% 的劳动者被迫接受了不合理的工资价格。

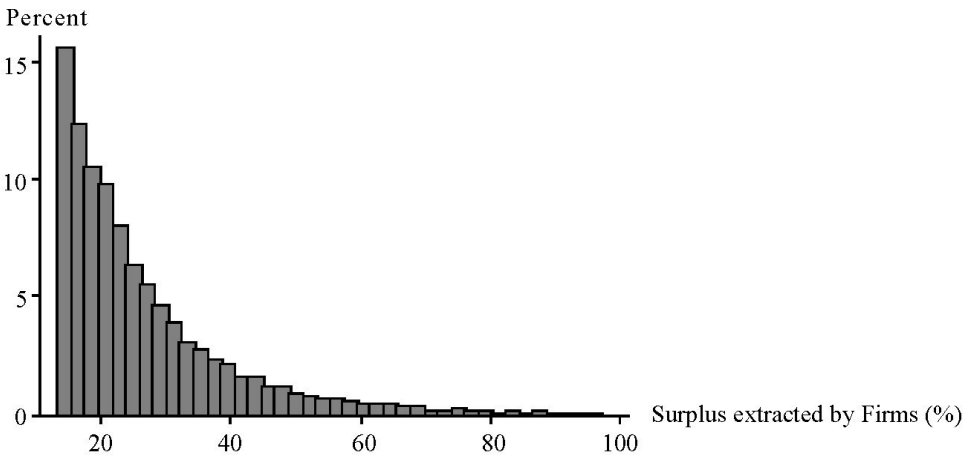


图 1 企业剩余的频数分布

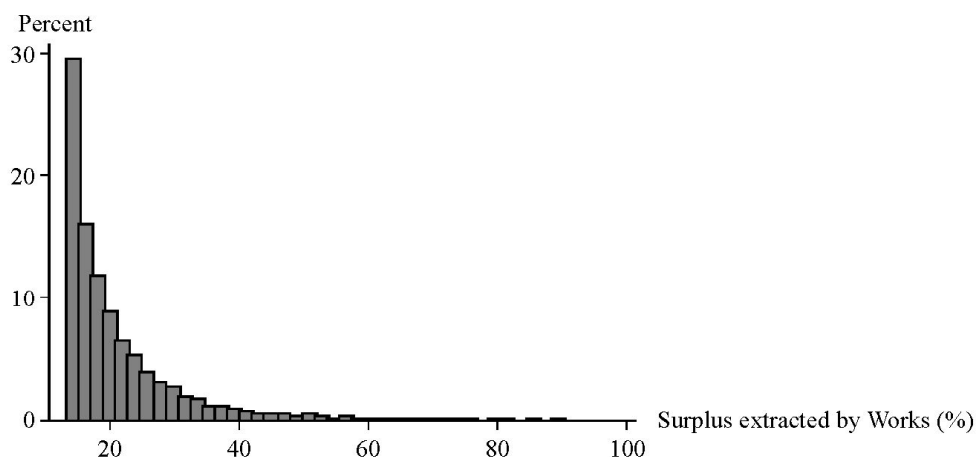


图2 劳动者剩余的频数分布

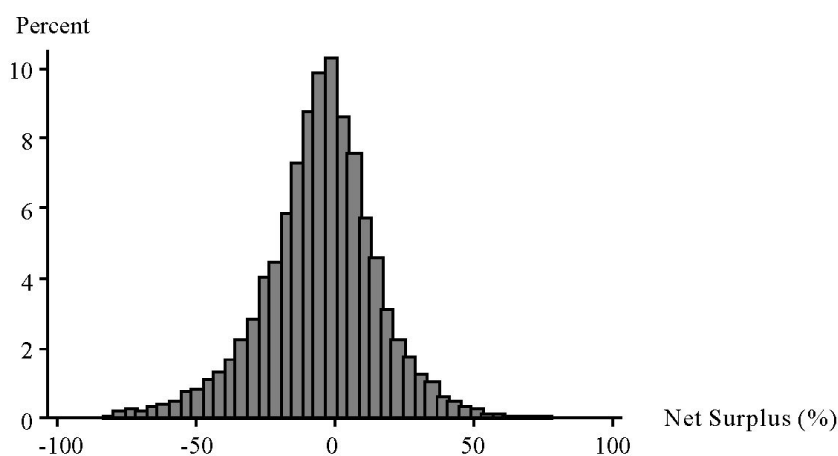


图3 净剩余的频数分布

近年来,随着我国城镇化进程的持续推进以及渐进式的户籍制度改革不断深化,一系列政策法规出台和实施都促使我国劳动力市场逐步走向一体化。特别是2008年新《劳动合同法》的生效实施,对于劳动者的法定权益保护有了实质进步。那么,劳动者在工资形成过程中弱势地位是否得以改善?换言之,劳动者的工资议价能力是否有所提高呢?为此,我们分年度对劳资双方的工资净剩余进行了估计,结果如表5所示。

表5 工资净剩余的年度分布特征

年份	平均值(%)	标准差(%)	Q1(%)	Q2(%)	Q3(%)
2005	-5.03	19.62	-15.60	-4.16	5.88
2008	-5.43	20.94	-16.92	-4.34	6.54
2010	-5.88	21.73	-18.09	-4.23	7.24
2011	-6.10	22.27	-18.49	-4.53	7.97
2012	-5.57	20.30	-15.97	-4.57	6.89
2013	-5.00	18.22	-14.89	-3.93	5.51
Total	-5.46	20.38	-16.39	-4.27	6.53

注:表中报告的是劳资双方工资净剩余的年度分布特征。

从表5不难看出,总体上,2005-2013年我国城镇劳动力市场上劳动者的议价地位经历了“先降后升”的演进过程。然而,这一结果并不能简单地解释为2005-2011年我国城镇劳动力市场上劳动者的议价地位呈现恶化趋势,而需要结合当时的宏观背景进行解读。可能

的解释是,2008 年全球性金融危机的爆发破坏了包括中国在内的世界各国正常的经济发展秩序,这种冲击波及到劳动力市场则相应表现为就业岗位的增加以及失业人数的增加,如此便进一步弱化了劳动者在工资形成过程中的议价能力。尽管政府在同期推出了包括新《劳动合同法》在内的一系列维护劳动者权益的法律法规和政策举措,但显然政策效果的发挥是需要时间的。

2.个体特征异质性估计结果

前述的估计结果表明,企业和劳动者的议价能力存在很强的异质性。因此,我们进一步考虑了性别、年龄、学历等异质性个体特征分组下企业和劳动者的剩余分布情况,具体估计结果如表 6 所示。

表 6 异质性个体特征对劳资双方工资剩余的影响

		平均值 (%)	标准差 (%)	Q1 (%)	Q2 (%)	Q3 (%)
性别	男	-5.48	20.45	-16.36	-4.3	6.54
	女	-5.43	20.29	-16.42	-4.19	6.52
年龄	30 岁以下	-5.58	21.41	-15.88	-4.14	6.95
	30-40 岁	-4.76	19.09	-15.57	-4.53	6.48
	40-50 岁	-6.12	20.36	-17.24	-4.46	6.14
	50 岁以上	-5.60	21.13	-17.69	-3.7	7.05
受教育程度	小学及以下	-1.48	22.51	-13.78	-1.46	12.17
	初中	-5.49	20.94	-17.22	-4.76	7.36
	高中	-7.59	20.54	-19.52	-5.75	4.99
	大学及以上	-4.36	19.38	-14.17	-3.29	6.85
户籍状况	农村	-5.98	22.68	-17.97	-4.38	7.40
	城市	-5.31	19.68	-15.9	-4.24	6.27
婚姻状况	未婚	-6.14	21.64	-16.08	-3.98	6.65
	已婚	-5.33	20.12	-16.43	-4.31	6.50
党员身份	非中共党员	-5.48	20.53	-16.37	-4.28	6.52
	中共党员	-5.39	19.78	-16.44	-4.21	6.59
健康状况	不健康	-6.68	21.71	-18.17	-4.75	6.73
	健康	-5.36	20.26	-16.2	-4.24	6.52

注:限于篇幅,表中仅报告了净剩余的分布特征。

由表 6 可知,总体上,无论何种分组下的企业议价能力均处于相对强势地位,劳动者在性别、年龄、受教育程度、户籍类型等方面的异质性对于最终工资价格达成的作用有限。就性别差异而言,女性相比男性劳动者在工资形成过程中并没有表现出更弱的议价能力,反而略强于男性劳动者;相比其他年龄组别劳动者,介于 30-40 岁之间的劳动者拥有相对较强的议价能力;在户籍差异方面,无论城市户口还是农村户口的劳动者都被迫接受了一个低于“公允”价格的工资水平,但相比而言,农村劳动者最终工资的不合理程度更为严重,这一点与王军辉(2013)的研究结论基本一致;从不同受教育程度的剩余差异来看,接受过高等教育的劳动者相比只有中学学历的劳动者,在议价能力方面的优势并不明显,反而那些仅有小学学历甚至没有上过学的劳动者表现出了更强的议价能力,这与吕世斌和张世伟(2015)的研究结论是一致的,他们的研究也发现所谓的“极化”在我国现实劳动力市场中普遍存在,对于

不同技术行业而言,高技术行业和低技术行业的就业增长幅度相对于中等技术行业更为明显。另外,已婚、拥有中共党员身份以及身体健康的劳动者相对于其他组别也表现出了较强的议价能力。

五、结论与启示

本文尝试构建了一个劳动力市场工资议价中劳动者和企业议价能力的测度模型,并基于2005-2013年中国综合社会调查数据,首次使用双边随机前沿分析方法定量估算了劳动力市场工资决定过程中劳动者和企业各自的议价能力及其对最终工资价格形成的影响效应。研究结论表明:

(1)议价能力因素对于劳动者的工资决定具有重要影响,相比而言,企业凭借更强的议价能力在工资议价中占据强势地位,总体上,议价能力因素对于劳动者实际工资水平的综合效应为负,意味着劳动者被迫接受了一个低于“公允”价格的实际工资水平。

(2)基于全样本的单边效应估计结果表明,平均而言,劳动者在议价中分取的剩余将使得实际工资水平高出“公允”价格20.88%,而企业的议价能力则会拉低劳动者的实际工资水平26.34%。总体上,双方议价能力的差异将使得最终达成的工资价格低于“公允”工资水平约5.46个百分点。

(3)议价能力的差异使得具有相同个体特征的劳动者之间形成巨大的工资差异。从分布来看,高工资(75分位)劳动者的实际工资水平要高出“公允”工资价格6.53%,而低工资(25分位)劳动者的实际工资水平则仅相当于“公允”工资价格的83.61%,两者之差超过20个百分点,表明当前我国城镇劳动力市场的工资形成机制对于高收入劳动者相对有利,但并不利于低收入劳动者的工资实现,必然导致劳动者之间工资差距的扩大。

(4)2005-2013年间,企业凭借其相对强势的议价能力决定的工资价格,基本都使得劳动者的实际工资水平要低于“公允”工资水平5%以上。但以2011年为时间节点,劳动者的议价地位经历了先降后升的演化路径。

(5)进一步分析劳动者在户籍状况、受教育程度等方面的异质性对最终工资价格的影响效应,结果表明异质性特征对于最终工资价格的作用十分有限,具有不同个体特征的低工资劳动者同样面临着接受一个低于“公允”价格的实际工资水平。

本文研究结论的政策含义在于:尽管近年来政府推出了包括新《劳动合同法》、《关于构建和谐劳动关系的意见》等一系列维护劳动者权益的法律法规和政策举措,但劳动者在劳资双方工资议价中的弱势地位并没有完全改变。下一步的重点工作,一是在政府强力主导和监督下,加快完善和细化劳资双方的劳动合同制度,制度设计要更具有可操作性。二是要改革工会制度。当前我国正处于经济转型期,历史积累的社会矛盾和不断涌现的新矛盾相互交织,劳动关系在进行动态调整,维护劳动者权益、协调劳动关系的任务面临空前挑战。因此政府要依法在符合条件的各类型、不同所有制企业全面推动建立工会制度,积极推动劳资集体协商制度,强化工会对劳动者权益的保护作用。同时,继续推进渐进的户籍制度改革并推行劳动力市场的市场化改革以缓解信息不对称问题是必要的。

参考文献:

- 1.陈昊、赵春明,2016:《性别工资不平等:演化路径与反事实证据》,《南开经济研究》第5期。
- 2.姜励卿、钱文荣,2012:《公共部门与非公共部门工资差异的分位数回归分析》,《统计研究》第1期。
- 3.李利英、董晓媛,2008:《性别工资差异中的企业效应》,《经济研究》第9期。
- 4.卢洪友、连玉君、卢盛峰,2011:《中国医疗服务市场中的信息不对称程度测算》,《经济研究》第4期。
- 5.陆正飞、王雄元、张鹏,2012:《国有企业支付了更高的职工工资吗?》,《经济研究》第3期。
- 6.吕世斌、张世伟,2015:《中国劳动力“极化”现象及原因的经验研究》,《经济学(季刊)》第2期。
- 7.马超、顾海、李佳佳,2013:《中国劳动力市场上的性别工资差异变化研究——来自面板分位数回归分解方法的证据》,《世界经济文汇》第2期。
- 8.孙睿君、李子奈,2010:《不同期限类型劳动合同的工资决定机制及差异——基于中国家庭住户收入调查数据的经验研究》,《财经研究》第2期。
- 9.王军辉,2013:《企业内部工资差距与企业绩效》,《珞珈管理评论》第1期。
- 10.王展祥、龚广祥,2017:《劳动报酬份额偏离程度分析——给予劳资议价能力的视角》,《经济评论》第1期。
- 11.邢春冰,2006:《中国不同所有制部门的工资决定与教育回报》,《世界经济文汇》第4期。
- 12.张世伟、郭凤鸣,2010:《城市劳动力市场中性别工资差异的变动——基于固定效应模型的研究途径》,《经济评论》第4期。
- 13.赵媛媛,2016:《企业间职业隔离对性别工资差异的影响》,《浙江社会科学》第8期。
- 14.Acemoglu, D., and R. Shimer. 2000. “Wage and Technology Dispersion.” *Review of Economics Studies* 67(3): 585–607.
- 15.Flinn, C. 2006. “Minimum Wage Effects on Labor Market Outcomes under Search Matching and Endogenous Contact Rates.” *Econometrica* 74(5): 1013–1062.
- 16.Kumbhakar, S., and F. Christopher. 2009. “The Effects of Bargaining on Market Outcomes: Evidence from Buyer and Seller Specific Estimates.” *Journal of Productivity Analysis* 31(1): 1–14.
- 17.Kumbhakar, S.C., and C. Lovell. 2000. *Stochastic Frontier Analysis*. New York: Cambridge University Press.
- 18.Kumbhakar, S.C., and C. F. Parmeter. 2009. “The Effects of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes: Evidence from Firm and Worker Specific Estimates.” *Journal of Productivity Analysis* 31(1): 1–14.
- 19.Polachek, S.W., and B. J. Yoon. 1996. “Panel Estimates of a Two-Tiered Earnings Frontier.” *Journal of Applied Econometrics* 11(2): 169–178.

Information Asymmetry, Labor Bargaining and Equilibrium Wage Determination

Liu Zhangfa¹ and Tian Guixian²

(1: Dongchang College of Liaocheng University; 2: School of Business, Liaocheng University)

Abstract: We construct a labor market wage bargaining model. And by using the bilateral stochastic frontier analysis method and the data of CGSS2005–2013, we estimate the effects of bargaining power on the labor market. The results show that the bargaining power has an important impact on the workers' wage decision. Enterprises with strong bargaining power will depress the average wage level of workers around 5.46%. The wage determination mechanism of China's labor market is relatively favorable for high income workers, but it is not beneficial to the realization of low income workers. Although the government introduced a series of laws to safeguard the rights of workers in recent years, but the weak bargaining position of workers has not been completely changed in 2005–2013. Meanwhile, the degree of wage depression is different for workers with individual heterogeneity and different income levels.

Keywords: Information Asymmetry, Bargaining Power, Wage Decision, Bilateral Stochastic Frontier Model

JEL Classification: J52

(责任编辑:赵锐、彭爽)